

LA DISTRIBUCIÓN TERRITORIAL DE LA INVERSIÓN PÚBLICA: UNA PERSPECTIVA GENERAL

José VILLAVERDE

Adolfo MAZA

Universidad de Cantabria

Resumen

Este artículo examina la distribución territorial de la inversión pública productiva en España entre los años 1980 y, dependiendo de la información disponible, 2000 ó 2004. Se analiza la mencionada distribución tanto en términos absolutos como relativos. Se trata luego de averiguar si esta distribución sigue un criterio redistributivo o de eficiencia, para lo cual se realizan varios ejercicios de simulación. La principal conclusión es que se utilizan parcialmente ambos criterios, si bien la aplicación estricta de cada uno de ellos habría tenido consecuencias muy dispares sobre la producción y las desigualdades regionales. Así, de haberse seguido un criterio de eficiencia, el valor añadido bruto (VAB) nacional habría aumentado en 2000 un 1,44 por 100, mientras que con un criterio redistributivo basado en la población tal aumento habría sido sólo del 0,33 por 100, y con un criterio redistributivo por superficie el VAB total habría sido un 4,52 por 100 menor. Por otro lado, la aplicación del criterio de eficiencia habría comportado un aumento de las diferencias regionales en España del 31 por 100, mientras que la aplicación del criterio redistributivo basado en la población o la superficie las hubiera reducido un 5,3 por 100 y un 15,8 por 100, respectivamente.

Palabras clave: inversión pública productiva, convergencia, criterio redistributivo, criterio de eficiencia, valor añadido bruto.

Abstract

This article examines the territorial distribution of productive public investment in Spain between 1980 and either 2000 or 2004, depending on the information available. We analyse this distribution in both absolute and relative terms. It is a case, therefore, of finding out whether this distribution adheres to a criterion of redistribution or efficiency, for which purpose various simulation exercises are carried out. The main conclusion is that both criteria are used partially, although strict application of either of them would have had extremely disparate results on production and regional inequalities. Thus, in the event of adherence to an efficiency criterion, national gross value added (GVA) would have risen by 1.44% in 2000, whereas with a population-based redistribution criterion this increase would have only been 0.33%, and with an area-based redistribution criterion total GVA would have been 4.52% lower. Furthermore, application of the efficiency criterion would have entailed a 31% increase in regional differences in Spain, while application of the population or area-based redistribution criterion would have reduced them by 5.3% and 15.8%, respectively.

Key words: productive public investment, convergence, redistribution criterion, efficiency criterion, gross value added.

JEL classification: C14, H54, R11.

I. INTRODUCCIÓN: INVERSIÓN PÚBLICA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO

AUNQUE no siempre ha sido así, las diferencias económicas regionales se han convertido, en las últimas décadas, en importante motivo de preocupación por parte de los gobiernos. Éstos, en su afán por promover una distribución territorial más equilibrada de la renta y la riqueza, han adoptado distintos tipos de políticas encaminadas, básicamente, a influir sobre la localización espacial de la actividad económica. Anclada en teorías como la de la causación acumulativa o en los modelos de crecimiento endógeno y de la nueva geografía económica, la intervención pública en esta materia está relacionada con el hecho de que se considera que las mencionadas disparidades de renta y riqueza «reflejan disparidades regionales en las dotaciones de algunos factores clave de producción» (De la Fuente y Vives, 1995: 13). De ahí que, tradicionalmente, la política regional haya estado sesgada hacia el la-

do de la oferta y, más en concreto, hacia la provisión de capital público productivo (infraestructuras); al menos esto ha sido así en el caso de la Unión Europea desde que, a mediados de los ochenta, se publicara el informe Biehl (1986), aunque la eficacia de tal proceder haya sido cuestionada recientemente por diferentes autores (Boldrin y Canova, 2001).

Pues bien, aunque es obvio que la distribución espacial de la inversión pública tiene un cierto impacto territorial, afectando por lo tanto a la amplitud de las disparidades regionales (Hirschman, 1958), hay que hacer notar que, desde una perspectiva teórica, existen discrepancias importantes acerca de la naturaleza de tal impacto, en particular entre los modelos neoclásico y endógeno de crecimiento económico (Rodríguez-Oreggia y Rodríguez Pose, 2004). En esencia, tales discrepancias se manifiestan en relación con la forma en la que la inversión pública productiva y el crecimiento económico están relacionados (1).

Desde una perspectiva aplicada (2), los trabajos de Aschauer (1989) y Munnell (1990a, b), estimando sendas funciones de producción con capital público, constituyen los primeros intentos de cuantificar la relación mencionada; en general, los resultados obtenidos aplicando este enfoque ponen de manifiesto la existencia de una elevada elasticidad del producto con respecto al *stock* de capital público, aunque otras contribuciones empíricas (véanse, por ejemplo, Barro, 1991, y Kelly, 1997) concluyen que la inversión pública tiene un efecto nulo o negativo sobre el *output*. Debido en parte a las múltiples críticas recibidas por este tipo de enfoque, surgió una nueva aproximación —el *enfoque dual* (3)— que, en líneas generales, confirma que el capital público tiene un efecto positivo sobre la actividad económica. Otros enfoques, basados, por ejemplo, en la economía urbana, la economía del transporte, el análisis frontera o la aplicación de técnicas de econometría espacial, tienden a corroborar la existencia de una relación positiva entre el *stock* de capital público y la actividad económica. Las discrepancias principales entre estos enfoques suelen plantearse, sobre todo, en relación con la magnitud de tal influencia.

Al igual que ocurre a escala internacional, la evidencia empírica sobre los efectos de la inversión pública en el crecimiento de las regiones españolas no es concluyente. Así, trabajos como los de Mas *et al.* (1995) y De la Fuente y Vives (1995, 2003) sostienen la existencia de una relación positiva y significativa entre las variables mencionadas; por el contrario, otros trabajos (tales como los de Mas *et al.*, 1994, y González-Páramo y Martínez-López, 2003) no detectan en absoluto la relación mencionada.

Este trabajo aborda la distribución regional de la inversión pública productiva en España entre los años 1980 y, dependiendo de la información disponible, 2000 ó 2004. Para ello se estructura en tres apartados adicionales. En el II se acomete un análisis descriptivo de las principales características de tal distribución; seguidamente, en el III se consideran los posibles criterios de distribución territorial de la inversión pública productiva y se simula cuál habría sido tal distribución en el caso español si se hubieran seguido los mencionados criterios. Por último, el apartado IV presenta las principales conclusiones.

II. LA DISTRIBUCIÓN TERRITORIAL DE LA INVERSIÓN PÚBLICA EN ESPAÑA

En este apartado se examina la distribución territorial de la inversión pública española, consideran-

do como tal la realizada por todas las administraciones públicas (administración central, comunidades autónomas, corporaciones locales y seguridad social). En particular, el análisis se centra en la denominada inversión pública productiva (4), que está conformada por la inversión en infraestructuras viarias, ferroviarias, hidráulicas, portuarias y aeroportuarias. La información estadística empleada, relativa tanto a la inversión como al capital público, procede de la Fundación BBVA (Mas *et al.*, 2007), mientras que el resto de la información procede de la base BDMORES.

Con la finalidad de sacar a la luz las principales características de la distribución regional de la inversión pública en España durante el periodo 1980-2004, prestamos atención, inicialmente, a la participación regional en su valor absoluto y, posteriormente, a algunas ratios significativas. Por lo que se refiere a los valores absolutos, el cuadro n.º 1 muestra que Andalucía, Cataluña, Comunidad de Madrid y Comunidad Valenciana son las regiones que registran, en promedio, una cuota mayor (próxima o superior al 10 por 100), mientras que La Rioja es, con diferencia, la que registra una cuota menor. Por otro lado, el mencionado cuadro muestra también que la volatilidad temporal de tal cuota no sólo varía apreciablemente de unas comunidades a otras, sino que, además, existe una relación inversa de cierta intensidad (el coeficiente de correlación es igual a -0,39) entre el valor de la mencionada cuota y su variabilidad.

Desde el punto de vista de los valores relativos, dos son, convencionalmente, los indicadores más utilizados: la inversión pública per cápita y la inversión pública por km². En relación con estas variables, el cuadro n.º 1 presenta un panorama harto distinto del ofrecido para los valores absolutos. En concreto, tres son los resultados que merecen ser destacados:

1) Que las diferencias regionales son mucho más abultadas por kilómetro cuadrado que por habitante: la ratio máximo/mínimo es igual a 1,92 en lo concerniente a la inversión per cápita, mientras que alcanza la cifra de 21,3 cuando la inversión se expresa por km².

2) Que Aragón es la región que, en promedio, recibe más inversión pública per cápita, mientras que Baleares es la que recibe menos; en relación con la superficie, el patrón cambia completamente, siendo ahora Madrid y, a bastante distancia, el País Vasco las comunidades más favorecidas, al tiempo que Castilla-La Mancha resulta la menos beneficiada.

3) Que, en relación con la inversión per cápita, la volatilidad en cada una de las regiones es muy si-

CUADRO N.º 1

DISTRIBUCIÓN PORCENTUAL DE LA INVERSIÓN PÚBLICA: 1980-2004

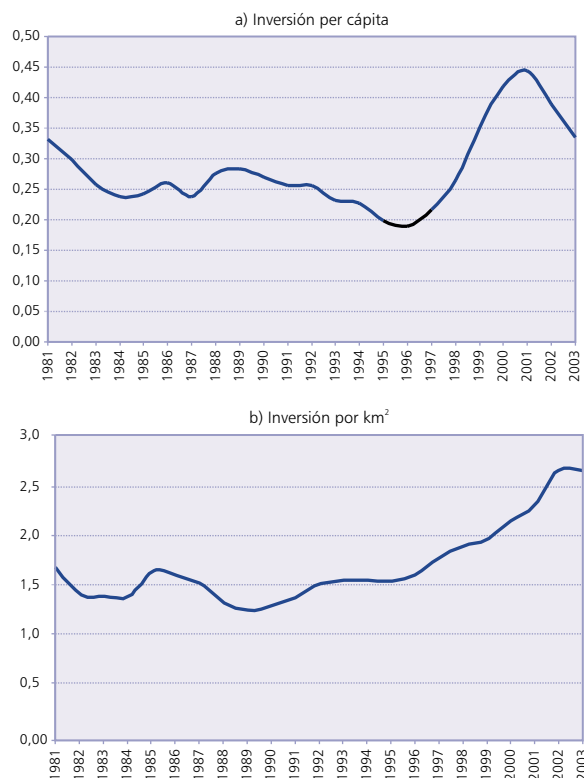
REGIONES	INVERSIÓN TOTAL		INVERSIÓN PER CÁPITA		INVERSIÓN POR KM ²	
	Media	CV	Media	CV	Media	CV
Andalucía	16,29	0,19	91,46	0,20	94,11	0,19
Aragón	4,89	0,25	161,18	0,26	51,88	0,25
Asturias	3,63	0,16	132,66	0,16	173,30	0,16
Baleares	1,62	0,25	83,76	0,28	164,68	0,25
Canarias.....	3,93	0,18	97,84	0,19	266,90	0,18
Cantabria.....	1,77	0,20	132,35	0,20	168,66	0,20
Castilla y León.....	8,06	0,13	126,94	0,12	43,30	0,13
Castilla-La Mancha.....	5,60	0,19	130,00	0,19	35,64	0,19
Cataluña.....	13,58	0,11	86,64	0,11	213,89	0,11
Comunidad Valenciana	9,29	0,17	92,88	0,17	202,02	0,17
Extremadura	2,99	0,23	111,30	0,21	36,39	0,23
Galicia	6,36	0,19	92,32	0,19	108,74	0,19
Madrid	12,02	0,31	91,52	0,29	757,79	0,31
Murcia.....	2,41	0,20	87,69	0,25	107,84	0,20
Navarra.....	1,39	0,29	103,24	0,29	67,84	0,29
País Vasco.....	5,49	0,19	103,42	0,16	384,00	0,19
Rioja (La).....	0,66	0,53	98,31	0,53	66,52	0,53

Notas: Los valores de la inversión per cápita y por kilómetro cuadrado para España se normalizan haciéndolos iguales a 100; CV = Coeficiente de variación.

milar a la mencionada al referirnos a la de la cuota sobre la inversión total, aunque la correlación entre nivel y variabilidad es bastante menos intensa (el coeficiente de correlación es igual a $-0,13$). Finalmente, y como es lógico, la variabilidad en relación con la inversión por kilómetro cuadrado es, para cada región, la misma que para la inversión total.

Examinadas algunas características básicas de la distribución territorial de la inversión pública en España, tratamos de ahondar en ella prestando atención a tres aspectos que, en los últimos tiempos, han recibido considerable atención en el análisis del crecimiento de las economías regionales: la convergencia, la forma externa de la distribución y sus cambios a lo largo del tiempo y la movilidad intradistribucional. Antes de llevar a cabo esta aproximación, hay que precisar que, dada la enorme volatilidad que, año a año, exhiben los datos correspondientes a la inversión pública por regiones, hemos optado (exclusivamente para esta parte del análisis) por no hacer uso de los datos anuales, sino de medias móviles de tres años, lo cual implica, de hecho, que contamos con información estadística para el periodo 1981-2003.

En relación con la primera cuestión acometemos, tal y como se hace convencionalmente, el análisis de las denominadas convergencia σ y β . De acuerdo con la primera, medida por el coeficiente de variación, se aprecian (gráfico 1) dos rasgos de interés: por un

GRÁFICO 1
CONVERGENCIA SIGMA

lado, que la disparidad regional es mucho más intensa en la inversión por km² que en la inversión per cápita y, por otro, que así como en relación con la inversión por km² se aprecia un cierto proceso de divergencia, la situación es menos clara en lo que concierne a la inversión per cápita, pues aunque inicialmente se dejó notar una suave tendencia a la convergencia, ésta se rompió a mediados de los noventa haciendo que, en conjunto, el grado de dispersión fuera mayor al final que al principio del periodo muestral.

Por lo que se refiere al segundo tipo de convergencia, estimamos la siguiente ecuación de convergencia β absoluta tradicional:

$$\Delta \ln IP_{it} = \alpha + \beta \ln IP_{it-1} + \varepsilon_{i,t} \quad [1]$$

donde $\Delta \ln IP_{it}$ es la tasa de crecimiento interanual de la inversión pública (ya sea per cápita o por km²) de la región i en el año t ; $\ln IP_{it-1}$ es el logaritmo de la inversión pública en el año anterior y ε es el término de error. La estimación de la ecuación [1] muestra (cuadro n.º 2) la existencia de convergencia β en el caso de la inversión pública per cápita (con una velocidad de convergencia del 3,8 por 100), y la ausencia de la misma en el caso de la inversión por km². Aunque ya sabemos que la convergencia β es condición necesaria, pero no suficiente, para que se produzca una reducción en la dispersión —esto es, para la existencia de convergencia σ —, conviene resaltar la congruencia de resultados entre ambos tipos de convergencia en lo que concierne a la inversión por km². Esta congruencia no se cumple, sin embargo, en el caso de la inversión pública per cápita, ya que en ésta el proceso de convergen-

cia β no se ha visto acompañado por un proceso de convergencia σ ; esto es, en términos relativos, las regiones pobres han experimentado tasas de crecimiento superiores a las de las ricas, si bien es cierto que esas mayores tasas no se han reflejado en mayores incrementos de la inversión en términos absolutos, trayendo esto como consecuencia la no existencia de convergencia σ .

Ahora bien, puesto que el análisis clásico de la convergencia ha sido objeto de críticas diversas por prestar atención únicamente a algunos momentos de la distribución, nos parece conveniente complementarlo examinando, en primer lugar, la forma externa de la mencionada distribución y, posteriormente, los cambios experimentados dentro de ella. Para abordar la primera cuestión, presentamos las correspondientes funciones de densidad (para tres años seleccionados), que han sido estimadas mediante un *kernel* gaussiano con banda óptima, siguiendo el procedimiento de Silverman (1986). Los resultados obtenidos corroboran, tal y como podía intuirse, que las funciones de densidad de la inversión pública productiva son absolutamente distintas cuando la mencionada variable se relativiza con la población que cuando se hace con la superficie. En el primer caso (gráfico n.º 2.a), pese a observarse cambios significativos en la forma externa de la distribución a lo largo del tiempo, ésta adopta siempre una forma más o menos convencional de campana de Gauss. En el segundo caso (gráfico número 2.b), el rasgo más destacado es la existencia de algunas modas en niveles de inversión por km² muy elevados; tal y como se mencionó previamente, las regiones que configuran las mencionadas modas son, sobre todo, Madrid y País Vasco. Adicionalmente, el hecho de que, en este segundo caso, la amplitud de la distribución sea algo mayor en 2003 que en 1981 corrobora los resultados sobre convergencia σ anteriormente comentados.

Pese a no ser habitual, es de sobra conocido que, en el análisis de la forma externa de una distribución, podría ocurrir que ésta fuera la misma en dos momentos distintos del tiempo; esto no significaría, sin embargo, que la posición de cada región en la mencionada distribución se hubiera mantenido inalterada. Para examinar el grado de movilidad dentro de una distribución, se han propuesto diferentes enfoques (cómputo de matrices de transición y estimación tradicional de *kernels* estocásticos), pero nosotros consideramos que la forma más apropiada de abordar esta cuestión es mediante el cómputo de los llamados *stacked conditional density* y *highest conditional density region plots* (Hyndman *et al.*, 1996).

CUADRO N.º 2

CONVERGENCIA BETA

A) INVERSIÓN PER CÁPITA

Variable dependiente: $\Delta \ln IP_{it}$

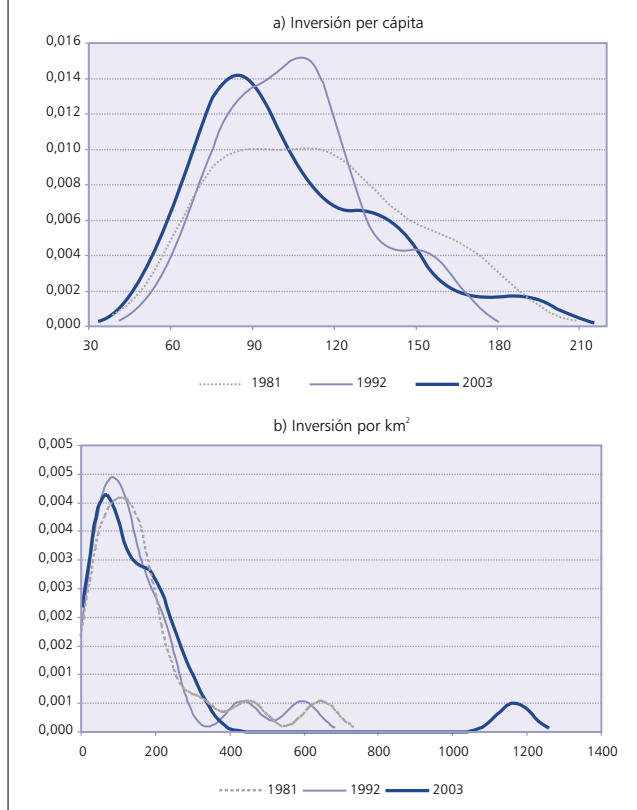
	Coeficiente	t Student
β	-0,063	-3,32
R ² ajustado	0,34	

B) INVERSIÓN POR KM²

Variable dependiente: $\Delta \ln IP_{it}$

	Coeficiente	t Student
β	0,001	0,12
R ² ajustado	0,32	

GRÁFICO 2
FUNCIONES DE DENSIDAD



Este enfoque, relativamente novedoso, tiene diversas ventajas con respecto a las técnicas más comúnmente empleadas en el estudio de la dinámica intradistribucional. Por un lado, resuelve la principal limitación de las conocidas matrices de transición, como es que sus resultados dependen crucialmente del número y amplitud de los estados considerados. Por otro lado, y en comparación con los tradicionales *kernels* estocásticos (empleados en multitud de trabajos como los de López-Bazo *et al.*, 2005; Villaverde y Maza, 2006; Ezcurra y Rapún, 2007; Maza y Villaverde, 2009), aplica, para la estimación de las correspondientes funciones de densidad condicionadas, diferentes parámetros de suavizado, o *bandwidths*, en las dos direcciones x e y —Arbia *et al.*, 2006) (5)—, amén de tener mejores propiedades estadísticas y, sobre todo, de ofrecer una visualización mucho más clara de los resultados obtenidos, en particular en lo concerniente al *highest conditional density region plot*.

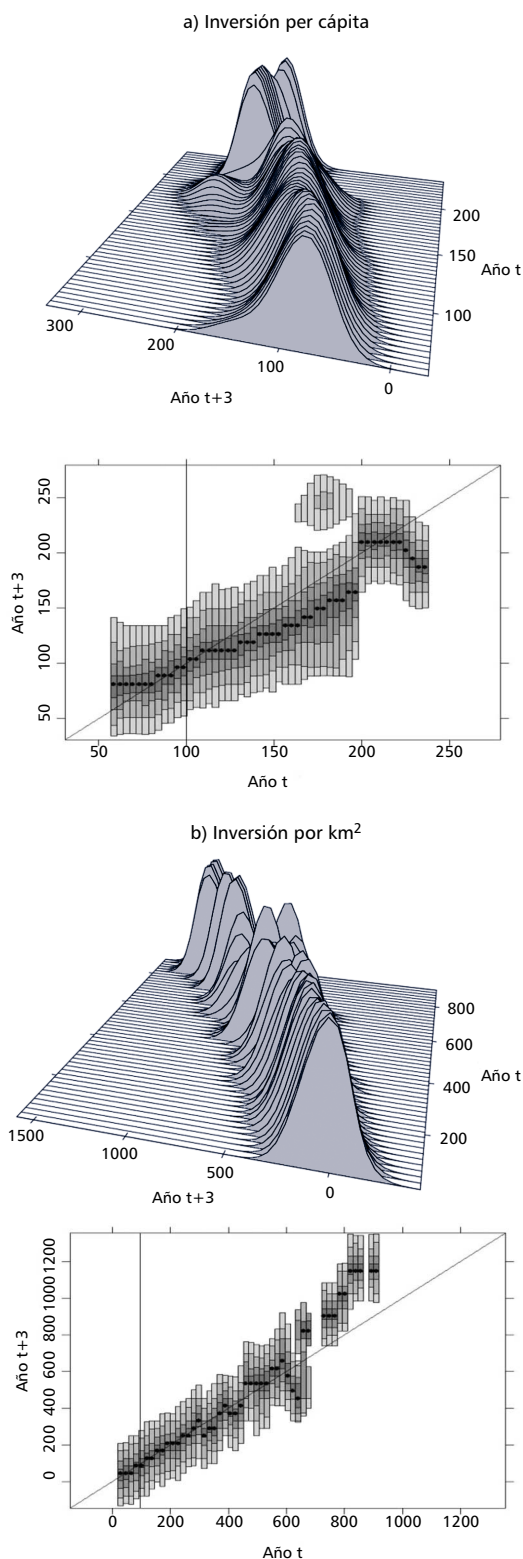
Los resultados obtenidos al aplicar esta técnica para transiciones de tres años, empleando para la estimación un *kernel* gaussiano y los *bandwidths* óptimos obtenidos por medio de las reglas de Bashtannyk y

Hyndman (2001), se muestran en el gráfico 3. En la parte superior de los gráficos 3a y 3b se representa el *stacked conditional density plot*, que recoge una serie de densidades condicionadas que permiten observar con bastante nitidez los cambios en la forma de la distribución entre los años t y $t+3$ para un valor inicial de la inversión en el año t . La parte inferior de dichos gráficos recoge el *highest conditional density region plot*, entendiéndose por *highest density region* a la menor área o región del espacio muestral que contiene una probabilidad dada (Hyndman *et al.*, 1996). Así, cada barra vertical del gráfico representa la densidad condicional en el año $t+3$ para un valor dado de la inversión pública en el año t ; en concreto, hemos optado por representar las *highest density regions* para unas probabilidades del 25 por 100, 50 por 100, 75 por 100 y 90 por 100 (conforme el área del gráfico se vuelve menos oscura aumenta esa probabilidad). Asimismo, los puntos dentro del gráfico representan las modas (valor de la inversión pública en el año $t+3$, donde la función de densidad alcanza su valor máximo) para cada densidad condicional de la inversión en el año t . La interpretación de este gráfico es muy sencilla: si las modas se acercan a la diagonal positiva (o las probabilidades del 25 ó 50 por 100 la tocan), la distribución se caracteriza por su persistencia; sin embargo, cuando las modas se alejan de la diagonal (o las probabilidades del 25 ó 50 por 100 no la tocan) podemos concluir que la movilidad ha sido elevada.

Como puede verse en el gráfico 3, el cómputo de las funciones de densidad condicionadas mencionado previamente corrobora lo dicho al referirnos a la convergencia β . En efecto, para el caso de la inversión per cápita (gráfico 3.a), y centrándonos en la parte inferior del gráfico, vemos que tal convergencia se ha producido básicamente por dos factores: en primer lugar, porque las regiones con menores niveles iniciales de aquella se han aproximado a la media nacional; esto puede verse tanto por la situación de las modas como porque el área que representa una probabilidad del 25 por 100 no toca la diagonal principal; y, en segundo lugar, por el empeoramiento en términos relativos de las regiones situadas en el extremo superior de la distribución, ya que sus modas se sitúan muy por debajo de la diagonal. En cuanto a la inversión por km² (gráfico 3.b), no parece existir, de nuevo, ninguna evidencia de convergencia; de hecho, se aprecia que no ha habido prácticamente movilidad alguna entre las regiones con niveles de inversión iniciales inferiores al 200 por 100 y que para los niveles superiores no se ha seguido ninguna pauta concreta.

Por último, habiendo examinado los rasgos más característicos de la distribución regional de la inver-

GRÁFICO 3
MOVILIDAD INTRADISTRIBUCIONAL



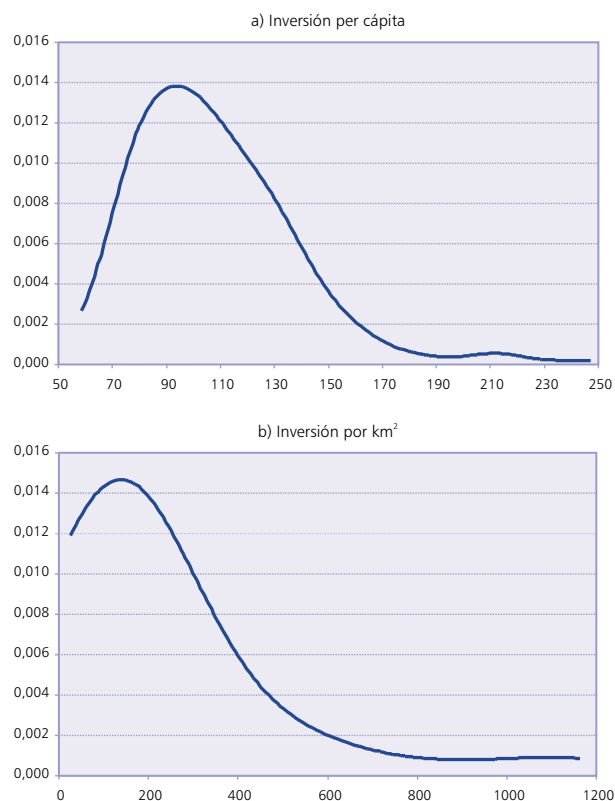
sión pública productiva en España y su evolución a lo largo del tiempo, el gráfico 4 muestra la distribución ergódica, representativa de un hipotético estado estacionario en el largo plazo: como puede verse, la inversión per cápita sigue presentando una forma bastante convencional, con una sola moda en torno a valores del 90-110 por 100 de la media muestral; en cambio, la inversión por km² exhibe una larga cola hacia la derecha; por otro lado, la comparación entre los gráficos 2 y 4 pone de relieve que, en lo que concierne a la inversión tanto per cápita como por km², parece que hemos alcanzado un techo de convergencia, ya que la amplitud de las funciones de densidad es prácticamente la misma en ambos casos.

III. CRITERIOS DE DISTRIBUCIÓN TERRITORIAL DE LA INVERSIÓN PÚBLICA

1. Una revisión de la literatura

Tal y como se ha manifestado previamente, la inversión pública puede ocasionar importantes efec-

GRÁFICO 4
DISTRIBUCIÓN ERGÓDICA



tos sobre el crecimiento económico y, por lo tanto, sobre el proceso de convergencia regional. Siendo esto así, el hecho de que la inversión pública contribuya o no al mencionado proceso de convergencia está relacionado, al menos en cierta medida, con el criterio (o la mezcla de criterios) de distribución territorial de la misma que se emplee (6).

Un planteamiento convencional acerca de cómo asignar espacialmente la inversión pública es el que se ofrece en los trabajos de Rahman (1963), Takayama (1967) y Ohtshuki (1971), en los que el objetivo del gobierno central es asignar la inversión de forma tal que se maximice la renta en algún momento de tiempo en el futuro (se trata, pues, de la aplicación de un *criterio de eficiencia* en sentido estricto); de acuerdo con este criterio, la inversión habría de asignarse inicialmente en su totalidad a la región con mayor tasa de crecimiento; al final del periodo, sin embargo, la inversión debería dirigirse exclusivamente a la región que tuviera la ratio *output/capital* más elevada (7). Posteriormente, Michel *et al.* (1983) abordan la misma cuestión bajo el supuesto de que el objetivo de los gobiernos a la hora de asignar la inversión pública estriba no sólo en promover el crecimiento económico (criterio de eficiencia), sino también en reducir las disparidades territoriales; se trata, por lo tanto, de aplicar también, al menos en parte, un *criterio redistributivo*. Teniendo en cuenta el posible conflicto (*trade-off*) entre estos dos objetivos (8), Michel *et al.* (1983) concluyen que, dependiendo de los parámetros del modelo y de las condiciones iniciales, son posibles distintos tipos de escenarios (hasta seis) para la distribución regional de la inversión pública. Naturalmente, la existencia de este *trade-off* implica que, desde una perspectiva aplicada, los responsables públicos han de enfrentarse a un problema de cómo discriminar entre ellos, esto es, a un problema de qué criterio (o combinación de criterios) elegir.

Así, de acuerdo con el criterio de eficiencia, el objetivo último de la inversión pública debería ser la promoción del crecimiento económico agregado. La aplicación práctica de este criterio puede adoptar distintas formas; en concreto, la propuesta de Sala-i-Martin (1997), que es la que aplicamos más adelante, consiste en invertir en las regiones en las que la rentabilidad de la inversión sea mayor; ahora bien, la aplicación de este criterio podría provocar un aumento de las disparidades territoriales, al menos en el corto y medio plazo. Tres son, básicamente, los indicadores utilizados para plasmar en la realidad este criterio: por un lado, la relación entre el *stock* de capital público y el *stock* de capital privado, de forma tal que tendría que invertirse más

donde tal relación fuera menor; por otro lado, se puede utilizar como indicador la productividad marginal del capital público obtenida a partir de una función de producción agregada en la que, además de los argumentos convencionales (capital privado y empleo), se incluyese también el capital público; por último, y de forma más sencilla, es evidente que, bajo el supuesto de que la función de producción agregada es de tipo Cobb-Douglas, la productividad marginal del capital público puede aproximarse por su productividad media.

La aplicación del criterio redistributivo —propuesto por los defensores de las teorías del desarrollo regional (Biehl, 1986) y basado en principios de «solidaridad, justicia e igualdad entre las diferentes regiones» (Sala-i-Martin, 1997: 123,)— parece encaminada, sin embargo, a la reducción de las disparidades territoriales, y de acuerdo con él habría que invertir en las regiones más pobres (9).

2. La productividad marginal del capital público productivo en España

Al objeto de examinar si la distribución territorial de la inversión pública productiva en España ha seguido un criterio de eficiencia o uno de equidad, hemos de comenzar por calcular los indicadores pertinentes. Pues bien, así como para el criterio de equidad no hay ningún problema, pues el indicador más comúnmente utilizado es el PIB per cápita (y/o la productividad del trabajo), para el criterio de eficiencia la situación es un poco más compleja, ya que, como se manifestó previamente, hay al menos tres indicadores que podrían cubrir tal cometido. En nuestro caso, consideramos que el indicador más apropiado es el que mide directamente la productividad marginal del capital, para cuyo cálculo hacemos uso de una función de producción Cobb-Douglas, tal que:

$$\ln Y_{it} = \alpha_i + \beta \ln K_{it} + \delta \ln E_{it} + \gamma \ln G_{it} + \varepsilon_{it} \quad [2]$$

donde Y representa el PIB, K el capital privado, E el empleo y G el capital público. En este caso, la productividad marginal del capital público viene medida por el producto del coeficiente de G , obtenido en la estimación de la función de producción, y la relación Y/G .

El cuadro n.º 3 presenta —siguiendo los trabajos de Yamano y Ohkawara (2000) y Kataoka (2005)— las estimaciones correspondientes a tres alternativas distintas de la función de producción. En el primer

CUADRO N.º 3

COEFICIENTES DE LA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN

	Constante	LnK	LnE	LnG	R ² ajust.	χ ² -stat.
Modelo 1	1,876* (7,1)	0,682* (28,7)	0,215* (8,5)	0,085* (6,8)	0,991	χ _c ² = 2612,2
Modelo 2	a	0,416* (11,6)	0,297* (7,8)	0,216* (13,7)	0,998	χ _d ² = 1128,2
Modelo 3	3,791* (11,8)	0,431* (12,0)	0,282* (7,3)	b	0,998	

Notas: Estadístico t entre paréntesis; * = significativo al 99 por 100.

a = Diferente para cada región. Se sitúa entre 3,66 y 4,10.

b = Diferente para cada región. Ver cuadro n.º 4.

c = Hipótesis nula (A, B = Ai, Bi)

d = Hipótesis nula (Ai, B = Ai, Bi)

caso (modelo 1), se supone que no hay efectos fijos individuales para cada región; en el segundo (modelo 2), se supone que sí los hay; por último, en el tercer caso (modelo 3), se supone que el coeficiente asociado al capital público es distinto para cada región.

Los resultados obtenidos para el periodo 1980-2000 (10) en el modelo 1 muestran parámetros asociados a los factores de producción que resultan estadísticamente significativos, así como un ajuste —medido por el R² ajustado— muy alto; no obstante, el estadístico χ² bajo la hipótesis nula de igualdad de constantes (A) y de parámetros asociados al nivel de capital público (B) rechaza la hipótesis nula a un nivel del 1 por 100. Por ello, en el modelo 2 se han incluido efectos fijos individuales para todas las regiones españolas, siendo de nuevo los coeficientes estadísticamente significativos y el ajuste del modelo muy alto; sin embargo, la hipótesis nula de que los coeficientes asociados al capital público son iguales para todas las regiones sigue rechazándose al 1 por 100. Teniendo en cuenta estas circunstancias, en este trabajo hemos optado por quedarnos con el modelo 3, en el cual se permiten distintos coeficientes asociados al capital público para todas y cada una de las regiones españolas; este modelo es, en efecto, el más adecuado, ya que no sólo los parámetros son positivos y estadísticamente significativos, sino que, además, no presenta ninguno de los inconvenientes de los dos modelos anteriores (11). El hecho de que todos los parámetros sean positivos significa que, como era de esperar, todos los factores contribuyen al crecimiento del producto. Por otro lado, hay que subrayar que los parámetros asociados al capital público muestran que la elasticidad (cuadro n.º 4) está comprendida entre un mínimo de 0,198 para Extremadura y un máxi-

CUADRO N.º 4

COEFICIENTES DEL CAPITAL PÚBLICO EN EL MODELO 3

Regiones	Coefficientes
Andalucía	0,218
Aragón	0,210
Asturias	0,211
Baleares	0,221
Canarias	0,212
Cantabria	0,208
Castilla y León	0,211
Castilla-La Mancha	0,201
Cataluña	0,223
Comunidad Valenciana	0,212
Extremadura	0,198
Galicia	0,213
Madrid	0,227
Murcia	0,208
Navarra	0,210
País Vasco	0,219
Rioja (La)	0,206

mo de 0,227 para Madrid, lo que implica que el grado de las economías de escala se encuentra comprendido entre 0,911 y 0,940.

Pues bien, multiplicando el coeficiente estimado de G por la relación Y/G (donde el Y empleado es el estimado y no el corriente), se obtiene la productividad marginal del capital público, la cual aparece mostrada, para cada región, en el cuadro n.º 5. Dos son, al respecto, los resultados que más llaman la atención: en primer lugar, y pese a su amortiguación con el paso del tiempo, las enormes diferencias que existen entre regiones, y en segundo lugar, la reducción generalizada y sustancial de la productividad marginal, ya que la única excepción a esta norma se correspon-

CUADRO N.º 5

PRODUCTIVIDAD MARGINAL DEL GASTO PÚBLICO

Regiones	1980	2000	Media
Andalucía.....	0,625	0,377	0,469
Aragón.....	0,412	0,323	0,377
Asturias.....	0,661	0,318	0,463
Baleares.....	1,181	0,793	0,950
Canarias.....	0,577	0,395	0,477
Cantabria.....	0,769	0,360	0,511
Castilla y León.....	0,462	0,309	0,385
Castilla-La Mancha.....	0,392	0,252	0,309
Cataluña.....	0,931	0,625	0,749
Comunidad Valenciana...	0,711	0,458	0,569
Extremadura.....	0,411	0,211	0,299
Galicia.....	0,726	0,369	0,529
Madrid.....	1,029	0,737	0,880
Murcia.....	0,758	0,442	0,548
Navarra.....	0,467	0,374	0,415
País Vasco.....	0,742	0,421	0,524
Rioja (La).....	0,317	0,359	0,333

de con La Rioja, que es, por cierto, la comunidad autónoma con la productividad marginal más baja.

3. Una simulación para España

Con objeto de analizar qué criterio de distribución territorial de la inversión pública productiva se ha aplicado mayoritariamente en nuestro país entre los años 1980 y 2000 hemos procedido a efectuar diversas simulaciones (escenarios) y comparar los resultados así obtenidos con los que se hubieran producido en lo que denominamos escenario base. En concreto, los escenarios considerados son los siguientes:

1) Escenario base (E.1). Es el escenario de referencia con el que comparar los otros escenarios; indica la inversión pública efectivamente realizada en cada región durante el periodo 1980-2000.

2) Escenario redistributivo (E.2). En este escenario, la inversión pública se asigna de forma tal que reciben más las regiones menos desarrolladas (entendidas como tales las que tienen una productividad media del factor trabajo menor). Siguiendo a Yamano y Ohkawara (2000) la asignación de la inversión productiva (IP) se efectuaría utilizando la expresión:

$$IP_{it} = \frac{(1 - \lambda_{it})}{\sum_{i=1}^{17} (1 - \lambda_{it})} IP_t \quad [3]$$

donde

$$\lambda_{it} = \left[\frac{(Y/E)_{it} - (Y/E)_{max,t}}{(Y/E)_{max,t}} \right] \quad [4]$$

y donde $(Y/E)_{max,t}$ hace referencia a la productividad laboral de la región que la tiene más alta. La distribución obtenida mediante la aplicación de este criterio no tendría en cuenta, sin embargo, las diferencias regionales en población y superficie. Si quisiéramos tomar en consideración estos factores, y nosotros queremos hacerlo, la expresión [3] se vería modificada de forma tal que, cuando se ponderara por la población (P), se convertiría en la ecuación [5] (escenario E.2.1), y cuando se ponderara por la superficie (S), se convertiría en la [6] (escenario E.2.2):

$$IP_{it} = \frac{\frac{(1 - \lambda_{it})}{\sum_{i=1}^{17} (1 - \lambda_{it})} P_{it}}{\left(\frac{\sum_{i=1}^{17} \frac{(1 - \lambda_{it})}{\sum_{i=1}^{17} (1 - \lambda_{it})} P_{it}}{\sum_{i=1}^{17} (1 - \lambda_{it})} \right)} IP_t \quad [5]$$

$$IP_{it} = \frac{\frac{(1 - \lambda_{it})}{\sum_{i=1}^{17} (1 - \lambda_{it})} S_{it}}{\left(\frac{\sum_{i=1}^{17} \frac{(1 - \lambda_{it})}{\sum_{i=1}^{17} (1 - \lambda_{it})} S_{it}}{\sum_{i=1}^{17} (1 - \lambda_{it})} \right)} IP_t \quad [6]$$

3) Escenario eficiente (E.3). En este escenario la inversión pública de cada año se asigna en función de la productividad marginal del capital público del año anterior, obtenida tal y como se mencionó previamente.

Los resultados obtenidos en estas simulaciones se muestran, para el conjunto del periodo, en el cuadro n.º 6. Comparando las cifras obtenidas en cada una de las simulaciones con la distribución real de la inversión pública (escenario base, E.1) se ponen de manifiesto las regiones ganadoras y perdedoras en cada uno de los casos, y el porcentaje de ganancia o pérdida en relación con la cuota del mencionado escenario base.

CUADRO N.º 6

DISTRIBUCIÓN DE LA INVERSIÓN PÚBLICA (TOTAL PERÍODO 1980-2000)

REGIONES	DATOS ABSOLUTOS (*)				DATOS NORMALIZADOS (PORCENTAJE)				GANANCIAS/PÉRDIDAS (**)		
	E.1	E.2.1	E.2.2	E.3	E.1	E.2.1	E.2.2	E.3	E.2.1	E.2.2	E.3
Andalucía	35.453.234	42.029.879	38.506.590	27.053.330	17,4	20,6	18,9	13,3	3,2	1,5	-4,1
Aragón	8.596.314	5.802.342	17.177.758	3.840.262	4,2	2,8	8,4	1,9	-1,4	4,2	-2,3
Asturias	6.939.746	5.672.184	4.082.594	3.962.010	3,4	2,8	2,0	1,9	-0,6	-1,4	-1,5
Baleares	3.409.674	2.959.811	1.519.127	7.846.681	1,7	1,5	0,7	3,8	-0,2	-0,9	2,2
Canarias	8.544.352	8.219.901	3.021.247	6.818.300	4,2	4,0	1,5	3,3	-0,2	-2,7	-0,8
Cantabria	3.387.046	2.652.461	1.987.048	2.499.243	1,7	1,3	1,0	1,2	-0,4	-0,7	-0,4
Castilla y León	16.573.560	13.451.912	37.084.737	7.358.666	8,1	6,6	18,2	3,6	-1,5	10,1	-4,5
Castilla-La Mancha	11.150.374	9.707.837	33.992.113	3.553.548	5,5	4,8	16,7	1,7	-0,7	11,2	-3,7
Cataluña	26.632.524	28.172.843	11.027.161	45.712.598	13,1	13,8	5,4	22,4	0,8	-7,6	9,4
Comunidad Valenciana	18.326.251	20.802.505	9.286.085	19.428.583	9,0	10,2	4,6	9,5	1,2	-4,4	0,5
Extremadura	7.263.217	6.489.281	18.812.001	1.661.305	3,6	3,2	9,2	0,8	-0,4	5,7	-2,7
Galicia	14.390.411	15.289.712	12.255.500	10.847.108	7,1	7,5	6,0	5,3	0,4	-1,0	-1,7
Madrid	19.691.796	23.312.665	2.789.672	43.282.744	9,6	11,4	1,4	21,2	1,8	-8,3	11,6
Murcia	4.994.747	6.028.147	4.753.601	4.987.723	2,4	3,0	2,3	2,4	0,5	-0,1	0,0
Navarra	3.613.277	2.420.138	3.540.543	2.554.411	1,8	1,2	1,7	1,3	-0,6	0,0	-0,5
País Vasco	13.548.050	9.845.059	2.510.926	12.019.148	6,6	4,8	1,2	5,9	-1,8	-5,4	-0,7
Rioja (La)	1.547.454	1.205.348	1.715.322	636.366	0,8	0,6	0,8	0,3	-0,2	0,1	-0,4
España	204.062.026	204.062.026	204.062.026	204.062.026	100,0	100,0	100,0	100,0	0,0	0,0	0,0

Notas: (*) Cifras expresadas en miles de euros constantes del año 1990; (**) Cifras expresadas en puntos porcentuales

Quando las cifras anteriores se incorporan a nuestra función de producción, los resultados obtenidos para el VAB del año 2000 se muestran, tanto en términos absolutos como por habitante, en el cuadro número 7. Para comprender el cómputo del VAB, conviene hacer dos precisiones: primero, que para calcular el nivel de G incluido en la función de producción hemos aplicado los porcentajes de inversión productiva que efectivamente se transforman en gasto público productivo de cada comunidad, extraídos de los datos reales de ambas variables; segundo, que el VAB estimado del año 2000 en el escenario E.1 no se corresponde con el VAB real de dicho año, siendo la diferencia entre ambos valores, como parece obvio, atribuible a los residuos obtenidos en la estimación de la ecuación [2] (12). Dicho esto, dos son, básicamente, las conclusiones que se pueden extraer de los resultados obtenidos:

1) Desde el punto de vista de la máxima generación de VAB, los resultados muestran que el escenario de eficiencia es, lógicamente, el mejor. De haberse aplicado este escenario, el VAB nacional habría sido, en el año 2000, en torno a 4.950 millones de euros mayor que el conseguido en el mencionado escenario base; en términos per cápita, cada español habría obtenido, en promedio, 123 euros más que en el escenario base. La aplicación del escenario redistributivo basado en el criterio de la población también habría aumentado el VAB nacional, aunque ahora sólo en 1.129 millones de euros, equivalentes a 28 eu-

ros más por persona. Por último, la aplicación del escenario redistributivo basado en la superficie habría traído consigo una merma del VAB de unos 15.550 millones de euros, cifra que, en promedio, habría empobrecido a los españoles en 388 euros por persona.

2) En cuanto a la equidad, medida a través del coeficiente de variación del VAB per cápita, se aprecia que la aplicación de cualquiera de los dos escenarios redistributivos habría contribuido, efectivamente, a reducir las disparidades regionales entre un 5,3 (escenario E.2.1) y un 15,8 por 100 (escenario E.2.2), mientras que la aplicación del escenario de eficiencia habría incrementado tales disparidades un 31 por 100.

La consideración conjunta de las dos conclusiones anteriores nos lleva a una nueva conclusión: la distribución regional de la inversión pública productiva en España no ha seguido, de forma estricta, ni el criterio de eficiencia ni el de redistribución en ninguna de sus modalidades; dicho en otros términos, la mencionada distribución se ha realizado tomando en consideración, de forma conjunta (y en proporciones que no es posible especificar), ambos criterios.

Adicionalmente, tanto el cuadro n.º 6 como el cuadro n.º 7 muestran las regiones ganadoras y perdedoras en los distintos escenarios. Así, por ejemplo, centrándonos en el criterio de eficiencia y sus efectos sobre la producción, conviene señalar que su aplicación habría supuesto que las regiones de Baleares,

CUADRO N.º 7

CIFRAS DE PRODUCCIÓN OBTENIDAS EN CADA UNA DE LAS SIMULACIONES (AÑO 2000)

REGIONES	VAB (*)				VABpc (**)				VABpc (GANANCIAS/PÉRDIDAS) (**)		
	E.1	E.2.1	E.2.2	E.3	E.1	E.2.1	E.2.2	E.3	E.2.1	E.2.2	E.3
Andalucía	49.634.505	50.915.700	50.243.949	47.802.889	6.699	6.872	6.781	6.452	173	82	-247
Aragón	11.240.518	10.849.883	12.198.678	10.540.225	9.389	9.063	10.189	8.804	-326	800	-585
Asturias	8.908.189	8.678.072	8.352.776	8.326.077	8.379	8.162	7.856	7.831	-217	-523	-548
Baleares	9.502.036	9.314.545	8.602.358	10.886.113	11.723	11.491	10.613	13.430	-232	-1110	1707
Canarias.....	12.843.308	12.777.182	11.486.948	12.475.874	7.845	7.804	7.016	7.620	-41	-829	-225
Cantabria.....	4.827.571	4.666.752	4.500.294	4.630.404	9.073	8.771	8.458	8.703	-302	-615	-370
Castilla y León.....	20.255.862	19.804.636	22.556.056	18.792.997	8.229	8.046	9.163	7.635	-183	934	-594
Castilla-La Mancha.....	11.785.366	11.592.653	13.866.800	10.581.871	6.794	6.683	7.994	6.100	-111	1200	-694
Cataluña.....	63.146.270	63.606.201	57.654.246	68.173.006	10.101	10.175	9.223	10.905	74	-878	804
Comunidad Valenciana	33.235.183	33.816.503	30.709.311	33.498.609	8.223	8.367	7.598	8.288	144	-625	65
Extremadura	6.170.098	6.080.517	7.120.340	5.345.014	5.828	5.744	6.726	5.049	-84	898	-779
Galicia	20.430.065	20.610.516	19.976.468	19.655.069	7.592	7.659	7.423	7.304	67	-169	-288
Madrid	53.662.675	54.912.719	45.876.572	60.493.821	10.260	10.499	8.772	11.566	239	-1488	1306
Murcia	8.458.753	8.698.905	8.398.794	8.457.029	7.301	7.508	7.249	7.299	207	-52	-2
Navarra.....	5.849.636	5.622.364	5.836.705	5.649.708	10.653	10.239	10.629	10.289	-414	-24	-364
País Vasco.....	21.363.996	20.523.851	18.362.357	21.031.557	10.304	9.899	8.856	10.143	-405	-1448	-161
Rioja (La).....	2.643.538	2.615.980	2.656.663	2.567.499	9.809	9.707	9.857	9.527	-102	48	-282
España.....	343.957.569	345.086.980	328.399.316	348.907.765	8.563	8.591	8175	8686	28	-388	123
CV					0,19	0,18	0,16	0,25			

Notas: (*) Cifras expresadas en miles de euros constantes de 1990; (**) Cifras expresadas en euros constantes de 1990.

Cataluña, Comunidad Valenciana y, sobre todo, Comunidad de Madrid, obtuvieran un VAB per cápita (y un VAB absoluto por tanto) en 2000 mayor que el estimado en el escenario base; por el contrario, el resto de comunidades autónomas, con la excepción de Murcia, que prácticamente mantendría la misma situación, habrían cosechado unos registros inferiores.

IV. RESUMEN DE CONCLUSIONES

Adoptando una perspectiva regional, este trabajo ha intentado arrojar algo de luz sobre la distribución de la inversión pública productiva en España en un periodo de tiempo que, dependiendo de la información disponible, va desde 1980 hasta 2000 ó 2004. De acuerdo con lo expuesto, los resultados más importantes se pueden resumir de la forma siguiente:

1. En términos absolutos, las disparidades regionales son notables, siendo Andalucía, Comunidad Valenciana, Madrid y Cataluña las regiones que han recibido mayores flujos de inversión, al tiempo que en el lado opuesto se sitúan La Rioja, Navarra, Baleares y Cantabria. El panorama cambia notablemente, no obstante, si hablamos en términos relativos, siendo las diferencias regionales mucho más abultadas por km² que por habitante. En este sentido, conviene destacar que Aragón y Baleares pasan a ser, respectivamente, las regiones más y menos favorecidas en términos per cápita, ocupando esas mismas posiciones

las comunidades de Madrid y Castilla-La Mancha cuando hablamos de superficie.

2. Desde el punto de vista de la convergencia, hay que destacar, por un lado, la ausencia de convergencia σ , tanto en términos per cápita como por kilómetro cuadrado, y por otro, la existencia de convergencia β en términos per cápita pero no por kilómetro cuadrado. Esto se ve corroborado por el análisis de la forma externa de la distribución y su dinámica interna.

3. El análisis de la distribución a largo plazo ha puesto de relieve que, de mantenerse las pautas de las últimas décadas en el reparto de la inversión pública productiva en nuestro país, hemos alcanzado un techo de convergencia tanto en términos per cápita como por kilómetro cuadrado.

4. En el intento de determinar dichas pautas, hemos realizado distintos ejercicios de simulación, en este caso para el periodo 1980-2000, cuyo principal objetivo era averiguar si el reparto de la inversión pública en España ha seguido un criterio redistributivo o un criterio de eficiencia. La conclusión a la que llegamos es que la distribución regional de la inversión no ha seguido estrictamente ninguno de dichos criterios, sino una combinación de ellos cuyas ponderaciones son, sin embargo, difíciles de especificar.

5. No obstante lo dicho, y a pesar de que la conclusión anterior pueda parecer un cierto vago, el tra-

bajo demuestra que, de haberse seguido un criterio de eficiencia (marcado por la productividad marginal de la inversión), el VAB nacional hubiera sido en el año 2000 un 1,44 por 100 mayor que el estimado en el escenario base, que, recordemos, considera la inversión realmente realizada en cada una de las regiones españolas. Sin embargo, el aumento en el VAB, si se hubiera seguido un criterio redistributivo basado en la población hubiese sido sólo del 0,33 por 100, al tiempo que el criterio redistributivo por superficie hubiera ocasionado una merma en el VAB nacional del 4,52 por 100.

6. Por último, y volviendo a la convergencia, el análisis ha puesto de relieve que la aplicación del criterio de eficiencia habría aumentado las diferencias regionales en España nada menos que un 31 por 100, mientras que su reducción con el criterio redistributivo basado en la población o la superficie habría sido, respectivamente, de un 5,3 por 100 y un 15,8 por 100.

NOTAS

(1) En líneas generales, se considera que la influencia de la inversión pública sobre el crecimiento se manifiesta a través del efecto positivo (*crowding-in*) que la primera tiene sobre la acumulación de capital privado (y sobre la productividad del sector privado); pese a ello, la existencia de *crowding-out* es siempre una posibilidad a tener en cuenta. Aunque los efectos mencionados se producen a largo plazo, hay que recordar que la inversión pública también estimula la actividad económica a corto plazo, vía aumento de la demanda agregada.

(2) Para una revisión panorámica de la literatura, véase, entre otros, el trabajo de DÍAZ y MARTÍNEZ (2005).

(3) En este enfoque se estiman sistemas de ecuaciones de costes/beneficios y de demanda de factores productivos.

(4) Entre los trabajos que han abordado esta cuestión, hay que citar, sobre todo, los de BOSCH y ESPASA (1999 y 2002) y DE LA FUENTE (1999).

(5) La práctica habitual en la estimación tradicional de *kernel*s estocásticos es aplicar el mismo parámetro de suavizado en las dos direcciones.

(6) Una excelente referencia sobre esta cuestión puede verse en CASTELLS y SOLÉ (2005).

(7) INTRILIGATOR (1964) muestra que la asignación regional óptima de la inversión es muy sensible a la función objetivo del Gobierno; en particular, demuestra que si el objetivo es maximizar el consumo per cápita a lo largo del periodo de análisis, en lugar de maximizar la renta, entonces la conclusión es la opuesta a la obtenida por RAHMAN (1963).

(8) El posible conflicto entre ambos criterios procede del hecho de que si el Gobierno asigna más inversión pública a las regiones más desarrolladas (que, normalmente, son las más productivas) el crecimiento agregado será mayor, al tiempo que las desigualdades regionales también crecerán.

(9) SALA-I-MARTIN sostiene que «si la inversión pública se decide en virtud del PIB o la renta per cápita, pueden acabar pasando cosas no deseables» (SALA-I-MARTIN, 1997: 123).

(10) Por motivos de disponibilidad de datos, el periodo de análisis considerado en este caso es, únicamente, el comprendido entre 1980 y 2000.

(11) En el modelo 3 no estimamos los efectos fijos, ya que sus diferencias en el modelo 2 no resultaban muy significativas.

(12) De esta manera, todas las columnas del cuadro n.º 7 son directamente comparables, lo cual no ocurriría si incluyésemos el VAB real correspondiente al año 2000.

BIBLIOGRAFÍA

ARBIA, G.; BASILE, R., y PIRAS, G. (2006), «Analyzing intra-distribution dynamics: a reappraisal», *ERSA Conference Papers*.

ASCHAUER, D.A. (1989), «Is public expenditure productive?», *Journal of Monetary Economics*, vol. 23, n.º 2: 177-200.

BARRO, R. (1991), «Economic growth in a cross-section of countries», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, n.º 2: 407-443.

BASHTANNYK, D.M., y HYNDMAN, R.J. (2001), «Bandwidth selection for kernel conditional density estimation», *Computational Statistics & Data Analysis*, vol. 36: 279-298.

BIEHL, D. (1986), *The contributions of infrastructure to the regional development*, final report of the Infrastructure Study Group, Document, Commission of the European Communities. Office for Official Publications of the European Communities, Bruselas-Luxemburgo.

BOLDRIN, M. y CANOVA, F. (2001), «Inequality and convergence in Europe's regions: reconsidering European regional policies», *Economic Policy*, vol. 16: 207-253.

BOSCH, N., y ESPASA, M. (1999), «¿Con qué criterios invierte el sector público central?», en CASTELLS y BOSCH (eds.), *Desequilibrios territoriales en España y en Europa*, Ariel, Madrid.

— (2002), «Análisis de las pautas de distribución territorial de la inversión pública del gobierno central», *V Encuentro de Economía Aplicada*, Oviedo.

CASTELLS, A., y SOLÉ, A. (2005), «The regional allocation of infrastructure investment: The role of equity, efficiency and political factors», *European Economic Review*, vol. 49: 1165-1205.

DE LA FUENTE, A. (1999), «Algunas reflexiones sobre el papel redistributivo de la inversión pública», en CASTELLS y BOSCH (eds.), *Desequilibrios territoriales en España y en Europa*, Ariel, Madrid.

DE LA FUENTE, A., y VIVES, X. (1995), «Infrastructure and education as instruments of regional policy: evidence from Spain», *Economic Policy*, n.º 20: 13-51.

— (2003), *Políticas públicas y equilibrio territorial en el Estado autonómico*, Fundación BBVA, Bilbao.

DÍAZ, C., y MARTÍNEZ, D. (2005), «Inversión pública y crecimiento económico. Una revisión crítica con propuesta de futuro», *CENTRA, Documento de Trabajo E2005/10*.

EZCURRA, R., y RAPÚN, M. (2007), «Regional dynamics and convergence profiles in the enlarged European Union: a non-parametric approach», *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, vol. 98, número 5: 564-584.

GONZÁLEZ-PÁRAMO, J.M., y MARTÍNEZ-LÓPEZ, D. (2003), «Convergence across Spanish regions. New evidence of the effects of public investment», *Review of Regional Studies*, vol. 33, n.º 2: 184-2005.

HIRSCHMAN, A.O. (1958), *The Strategy of Economic Development*, New Haven, Yale University Press.

- HYNDMAN, R.J.; BASHTANNYK, D.M., y GRUNWALD, G.K. (1996), «Estimating and visualizing conditional densities», *Journal of Computational and Graphical Statistics*, vol. 5, n.º 4: 315-336.
- INTRILIGATOR, M.D. (1964), «Regional allocation of investment: Comment», *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 78, n.º 4: 649-662.
- KATAOKA, M. (2005), «Effect of public investment on the regional economies in postwar Japan», *Review of Urban and Regional Development Studies*, vol. 17, n.º 2: 115-139.
- KELLY, T. (1997), «Public investment and growth: testing the non-linearity hypothesis», *International Review of Applied Economics*, vol. 11, número 2: 249-262.
- LÓPEZ-BAZO, E.; DEL BARRIO, T., y ARTIS, M. (2005), «The geographical distribution of unemployment in Spain», *Regional Studies*, vol. 39, número 3: 305-318.
- MAS, M.; MAUDOS, J.; PÉREZ, P., y URIEL, E. (1994), «Disparidades regionales y convergencia en las comunidades autónomas», *Revista de Economía Aplicada*, vol. 4, n.º 2: 129-148.
- (1995), «Public capital and convergence in the Spanish regions», *Entrepreneurship and Regional Development*, vol. 7: 309-327.
- MAS, M.; PÉREZ, F.; URIEL, E.; CUCARELLA, V.; ROBLEDO, J.C., y SERRANO, L. (2007), *El stock y los servicios de capital en España y su distribución territorial (1964-2005)*. Nueva metodología, Fundación BBVA, Bilbao.
- MAZA, A., y VILLAVERDE J. (2009), «Provincial wages in Spain: Convergence and flexibility», *Urban Studies* (de próxima aparición).
- MICHEL, P.; PESTIEAU, P., y THISSE, J.F. (1983), «Regional allocation investment with distributive objectives», *Journal of Regional Science*, volumen 23, n.º 2: 199-209.
- MUNNELL, A. (1990a), «Why has productivity growth declined? Productivity and public investment», *New England Economic Review*, enero/febrero: 3-22.
- (1990b), «How does public infrastructure affect regional economic performance?», *New England Economic Review*, septiembre/octubre: 11-32.
- OHTSHUKI, Y. (1971), «Regional allocation of public investment in an n-region economy», *Journal of Regional Science*, vol. 11, n.º 3: 225-233.
- RAHMAN, M.A. (1963), «Regional allocation of investment», *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 77: 26-39
- RODRÍGUEZ-OREGGIA, E. y RODRÍGUEZ-POSSE, A. (2004), «The regional returns of public investment in Mexico», *World Development*, vol. 32, número 9: 1548-1562.
- SALA-I-MARTÍN, X. (1997), «És bo que el govern inverteixi «sempre» a les regions meyns desenvolupades?», *Nota d'Economia*, n.º 57: 123-157.
- SILVERMAN, B.W. (1986), *Density estimation for statistics and data analysis*, Londres: Chapman and Hall.
- TAKAYAMA, A. (1967), «Regional allocation of investment: a further analysis», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 77: 26-39.
- VILLAVERDE, J., y MAZA, A. (2006), «La productividad industrial en las regiones de la Unión Europea», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, número 107: 66-79.
- YAMANO, N., y OHKAWARA, T. (2000), «The regional allocation of public investment: efficiency or equity?», *Journal of Regional Science*, volumen 40, n.º 2: 205-229.